

УДК 004.932.2:535.62

Арапов С. Ю., Арапова С. П., Дубинин И. С., Сергеев А. П.

УрФУ, г. Екатеринбург, Россия

ВОССТАНОВЛЕНИЕ СПЕКТРОВ ОТРАЖЕНИЯ ТЕСТОВЫХ ПОЛЕЙ ПО ДАННЫМ МУЛЬТИСПЕКТРАЛЬНОЙ ФОТОСЪЕМКИ

Аннотация

Получены расчетные формулы для несмещенной оценки спектров отражения объектов и определения соответствующих доверительных интервалов по многоканальным данным мультиспектральной фотосъемки. Из общей погрешности восстановления спектров выделены составляющие, обусловленные свойствами элементов мультиспектрального прибора и методикой его применения. Полученные формулы проверены на имеющихся экспериментальных данных.

Ключевые слова: мультиспектральная съемка, спектр отражения, обратная задача.

Arapov S. Yu., Arapova S. P., Dubinin, I.S., Sergeev A. P.

UrFU, Ekaterinburg, Russia

THE TEST PATCH REFLECTANCE SPECTRA RECONSTRUCTION ACCORDING TO MULTISPECTRAL PHOTOGRAPHY

Abstract

The formulae are derived for the unbiased estimation of reflectance spectra of objects and determine the appropriate confidence intervals of the multi-channel data multispectral photography. From the total reconstruction error of the spectra of the constituents due to the properties of the elements of a multispectral device and method of its application. The resulting formulas are validated using existing experimental data.

Keywords: multispectral imagery, reflection spectrum, the inverse problem.

Введение

Большинство результатов, полученных мультиспектральными методами в области репродукционных технологий, базируются на ли-

нейной модели формирования данных с аддитивным шумом [1–11], на основе которой решается обратная задача восстановления спектра. Используются простейшие методы псевдоинверсного обращения [1–4; 7; 9; 10]. Для решения задачи разработано так же множество различных методов с применением фильтрации и сглаживания [4–6; 9].

Непосредственное обращение модели так же осложняется неизбежными потерями информации в процессе мультиспектральной съемки. Устранение этой проблемы возможно с помощью различных методов сжатия спектральной информации на основе функциональных базисов. Исследование точности различных способов аппроксимации спектров отражения стало отдельным направлением. Наиболее популярен вариант с использованием базиса главных компонент [2; 10; 12; 13], однако он требует предварительного анализа с помощью спектрофотометра некоторого количества фрагментов объекта мультиспектральной съемки, или подобного ему. В некоторых работах рассматривается аппроксимация спектров отражения в полиномиальных [14; 15] и других функциональных базисах [7; 10; 16].

Следует отметить, что высокая точность восстановления спектров отражения необходима далеко не всегда. Большое количество работ в области дистанционного зондирования земли [15] и в области репродукционных технологий [8] посвящено использованию мультиспектральной информации для улучшения резкости и четкости изображений, снижения уровня шумов, идентификации объектов.

Напротив, высокая точность определения спектров отражения важна при использовании мультиспектральных приборов в качестве контрольно-измерительной аппаратуры. Возможности мультиспектральных методов применительно к контролю печати рассмотрены в работах [9; 10; 17].

Что касается оценки погрешностей полученных результатов, то как правило используется эмпирический подход. Восстановленные спектры отражения сравниваются с оригинальными, полученными с помощью спектрофотометра. Сравнение производится на основе таких показателей как среднеквадратическое отклонение и цветовое различие [1–6, 9, 12, 14, 16]. Для сравнения спектров [18] предлагаются также и другие показатели, эффективные для различных задач. Положительной стороной такого подхода является то, что он дает представление о суммарной погрешности всего эксперимента в целом, отрицательной — недостаточная строгость и отсутствие

информации о погрешностях на каждом из последовательных этапов обработки информации.

В то же время для создания удобной и эффективной контрольно-измерительной аппаратуры необходимо обеспечить ряд условий, к которым относятся: отсутствие необходимости предварительного исследования объекта с помощью других приборов, максимальное соответствие результата оригиналу, обоснованная оценка доверительного интервала результата. Для самого процесса создания мультиспектрального прибора важна связь случайной и систематической погрешностей со свойствами использующихся конструктивных элементов.

Целью настоящей работы является получение расчетных формул для спектра отражения на основе многоканальных данных мультиспектральной фотосъемки и его доверительного интервала, обладающих перечисленными свойствами.

1. Модель формирования мультиспектральных данных

В основе данной работы лежат результаты экспериментов [7, 11], где использовался мультиспектральный прибор, содержащий 14 сенсоров. Расчет спектров отражения проводился для 29 спектральных зон. Для описания формирования данных в мультиспектральном приборе использовалась линейная модель с аддитивным шумом:

$$\begin{cases} t = Hr + \xi, \\ C = \text{cov}(\xi), (\xi) = 0. \end{cases} \quad (1)$$

В модели (1) t — вектор-столбец (14×1) значений тона в пикселе многоканального изображения, H — матрица (14×29) рассеяния содержащая спектральные характеристики сенсоров (каналов) прибора, r — вектор-столбец (29×1) искомого спектра отражения, ξ — случайный вектор (14×1) шумов, со средним значением (ξ) , ковариационной матрицей C (14×14) и распределенный в соответствии с нормальным законом. Как и в работах [7; 10; 11] предположим, что по результатам калибровки произведена предварительная обработка массива данных и среднее значение шума приведено к нулю.

Непосредственное обращение модели (1) невозможно так как количество сенсоров мультиспектрального прибора меньше чем количество спектральных зон. Для уменьшения размерности задачи, как и в работах [7; 10; 16], воспользуемся разложением решения по функциональному базису на основе интеграла ошибок:

$$r = Ax, \quad (2)$$

где A — матрица (29×8), столбцы которой образованы значениями базисных функций (рис. 1) при соответствующих длинах волн, x — вектор-столбец (8×1) коэффициентов разложения. Подставляя (2) в модель (1) и обозначив $H_1 = HA$, получим обратную задачу, редуцированную до 8 неизвестных:

$$\begin{cases} t = H_1 x + \xi, \\ C = \text{cov}(\xi), (\xi) = 0. \end{cases} \quad (3)$$

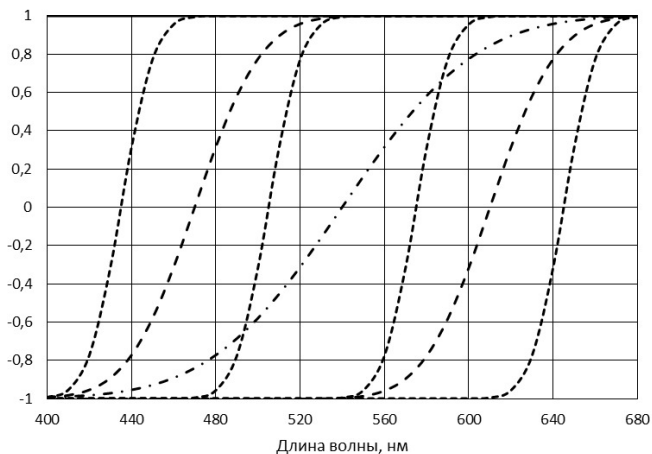


Рис. 1. Базисные функции из [10; 16], использованные для снижения размерности обратной задачи

Как показано в работах из [10; 16], использование базиса (рис. 1) для аппроксимации реальных спектров отражения дает неплохие результаты. Таким образом в настоящей работе устраняется необходимость предварительного исследования объекта мультиспектральной съемки с помощью спектрофотометра с целью построения базиса главных компонент.

2. Оценка спектров отражения и погрешностей

Непосредственное обращение первого уравнения в (3) опирается на значение разности $(t - \xi)$ в котором известен вектор тоновых значений из пиксела многоканального изображения t , но остается неиз-

вестной конкретная реализация случайного шума (ξ). Попытка игнорирования шума, основанная на том, что $\xi = 0$, дает неустойчивые решения. Это связано с тем, что, как показывает практика решения обратных задач, модель (3) обычно является плохо обусловленной. Даже минимальный уровень шумов приводит к получению неприемлемых, с практической точки зрения, результатов.

Как показано в [3] эффективное устранение этого препятствия возможно для заведомо стационарных зон многоканального изображения, например, полей контрольных шкал. В этом случае возможно получение простейшей оценки искомого спектра отражения:

$$r = AH_1^+(t), \quad (4)$$

где $+$ — означает операцию псевдообращения матрицы, а (t) — усредненный вектор тоновых значений по некоторой зоне пикселей в пределах исследуемого поля, но никак не учитываются статистические характеристики шума ξ и остается открытым вопрос о погрешности полученного результата.

Для получения вместо (4) более корректного результата удобно воспользоваться неравенством информации Рао-Крамера в векторном виде [19, с. 329]. Если считать шум ξ распределенным по нормальному закону, то из (3) можно записать функцию условной плотности распределения вектора тоновых значений t пиксела многоканального изображения в зависимости от искомой векторной величины x .

$$f(t|x) = \frac{1}{\sqrt{(2\pi)^m \det(C)}} \exp \left[-\frac{1}{2} (t - H_1 x)^T C^{-1} (t - H_1 x) \right], \quad (5)$$

где $m = 14$ — размерность вектора t .

Будем считать, что имеется выборка $T = \{t_i\}$ векторов тоновых значений t из стационарной зоны изображения, соответствующей зоны значений полю контрольной шкалы. Пусть также имеется оценка соответствующего исходного вектора коэффициентов разложения (2) $x^* = X(T)$. Такая оценка в общем случае может иметь смещение:

$$b(x) = (X(T)) - x.$$

Введем матрицу $B(x)$, элементы которой: $B_{ik}(x) \equiv \frac{\partial b_i(x)}{\partial x_k}$, и матрицу рассеяния искомого вектора x :

$$\Omega(x) = [X(T) - x][X(T) - x]^T.$$

Тогда неравенство Рао-Крамера в векторной форме можно записать в виде:

$$\Omega(x) \geq S(x), \quad (6)$$

где

$$S(x) = N^{-1} [E - B(x)] I^{-1} [E - B(x)]^T + b(x) b^T(x), \quad (7)$$

E — диагональная единичная матрица, а I — информационная матрица Фишера элементы которой:

$$I_{ik} = \frac{\partial}{\partial x_i} \ln f(t|x) \frac{\partial}{\partial x_k} \ln f(t|x).$$

Неравенство (6) указывает, что матрица $\Omega(x) - S(x)$ является неотрицательно определенной.

Особый интерес представляют оценки, которые обращают неравенство информации (6) в равенство, т. е. оценки с минимально возможным рассеянием в классе оценок со смещением $b(x)$. Известно, что необходимым и достаточным условием для такой оценки является принадлежность логарифмической функции правдоподобия к экспоненциальному семейству. Соответствующие условие удобно записать в виде [19, с. 330]:

$$\frac{\partial}{\partial x} \ln f(T|x) = F(x) [X(T) - x - b(x)], \quad (8)$$

где $f(T|x)$ — вероятность получения выборки T из N векторов типовых значений в процессе извлечения пикселей многоканального изображения, $F(x)$ — произвольная матрица, а $X(T)$ — является искомой граничной оценкой векторного параметра x в классе оценок со смещением $b(x)$. Информационная матрица Фишера в этом случае определяется выражением:

$$I(x) = N^{-1} F(x) [E + B(x)]. \quad (9)$$

Исходя из (5), вероятность $f(T|x)$ для $T = \{t_i\}$ определяется выражением:

$$f(T|x) = \prod_{i=1}^N \frac{1}{\sqrt{(2\pi)^m \det(C)}} \exp \left[-\frac{1}{2} (t_i - H_1 x)^T C^{-1} (t_i - H_1 x) \right],$$

откуда несложно получить выражение для производной логарифмической функции правдоподобия:

$$\frac{\partial}{\partial x} \ln f(T|x) = N(H_1^T C^{-1} H_1) \left[(H_1^T C^{-1} H_1)^{-1} H_1^T C^{-1} t_i - x \right]. \quad (10)$$

Сравнивая (9) с (7) полагаем:

$$F(x) = N(H_1^T C^{-1} H_1), \quad B(x) \equiv 0, \quad (11)$$

а искомая граничная оценка векторного параметра x , оказавшаяся несмещенной:

$$X(T) = (H_1^T C^{-1} H_1)^{-1} H_1^T C^{-1} t_i. \quad (12)$$

Информационная матрица Фишера, исходя из (9) и (11):

$$I(x) = H_1^T C^{-1} H_1. \quad (13)$$

Таким образом вместо выражения (4) для вычисления спектров отражения корректней воспользоваться другим выражением, полученным на основе (12) и учитывающим статистические свойства шума:

$$r = A(H_1^T C^{-1} H_1)^{-1} H_1^T C^{-1} t_i, \quad (14)$$

Очевидно, что если пренебречь взаимообусловленностью отдельных компонент шума и различием их дисперсии, то ковариационная матрица C может быть представлена в виде $C = \text{const} \cdot E$ и (13) переходит в (4).

Преимуществом получения граничных оценок (12) с помощью неравенства информации является возможность параллельного нахождения матрицы рассеяния $\Omega(x)$ и, соответственно, величины стандартного отклонения x . Это дает возможность оценить точность реконструкции спектра по формуле (14). Из (6), (7) и (11) следует:

$$\Omega(x) = N^{-1} I^{-1},$$

откуда, используя (13), получаем:

$$\Omega(x) = N^{-1} H_1^T C^{-1} H_1. \quad (15)$$

Поскольку оценка (12) несмещенная:

$$\Omega(x) = \text{cov}(x). \quad (16)$$

Теперь можно найти ковариационную матрицу для реконструируемого спектра отражения:

$$\text{cov}(r) = \langle (\langle r \rangle - r)(\langle r \rangle - r)^T \rangle. \quad (17)$$

Подставляя (2) в (17) получим:

$$\begin{aligned} \text{cov}(r) &= \langle (\langle Ax \rangle - Ax)(\langle Ax \rangle - Ax)^T \rangle = \\ &= \langle A(\langle x \rangle - x)(A(\langle x \rangle - x))^T \rangle = \\ &= A \langle (\langle x \rangle - x)(\langle x \rangle - x)^T \rangle A^T = A \text{cov}(x) A^T. \end{aligned} \quad (18)$$

Тогда из (15), (16) и (18) получим матрицу:

$$\text{cov}(r) = N^{-1} A (H_1^T C^{-1} H_1)^{-1} A^T,$$

диагональные элементы которой представляют собой дисперсию компонент вектора r , соответствующих спектральным зонам. Эти значения могут быть взяты для оценки стандартного отклонения σ :

$$\sigma_r = \frac{1}{\sqrt{N}} \left(\text{diag} \left(A (H_1^T C^{-1} H_1)^{-1} A^T \right) \right)^{\frac{1}{2}}, \quad (19)$$

где σ_r — вектор-столбец стандартных отклонений для соответствующих компонент r . Таким образом с помощью (19) можно прогнозировать доверительный интервал при заданном уровне p .

Выражение (19) дает важные ориентиры как для конструирования, так и для оптимизации применения мультиспектральных приборов. Часть (19) можно условно обозначить как стандартное отклонение прибора:

$$\sigma_{\text{прибора}} = \left(\text{diag} \left(A (H_1^T C^{-1} H_1)^{-1} A^T \right) \right)^{\frac{1}{2}}, \quad (20)$$

И переписать (19) в виде:

$$\sigma_r = \frac{1}{\sqrt{N}} \sigma_{\text{прибора}} \quad (21)$$

Входящие в (20) компоненты определяются спектральными характеристиками фотокамеры и фильтров, функциональным базисом, выбранным для аппроксимации решения. Можно считать эти компоненты определяющимися на стадии создания прибора. Варьи-

рующей частью может быть лишь спектральное распределение освещения зоны съемки и, возможно, ковариационная матрица шума.

В то же время множитель $1/\sqrt{N}$ в (21) является скорее функцией процесса мультиспектральной съемки. Количество исходных данных N для усреднения в оценке (14) может быть увеличено, например, за счет съемки нескольких кадров. Это позволит отчасти компенсировать недостатки других элементов мультиспектральной системы. Наиболее эффективное использование этого фактора возможно при мультиспектральной съемке тестовых шкал. Априори считая, что спектр отражения одинаков в пределах одного поля тестовой шкалы, можно проводить усреднение данных в пределах компактных групп пикселей, соответствующих полям и насчитывающих сотни пикселей, что приводит к уменьшению стандартного отклонения в десятки раз.

3. Результаты экспериментов

Выражения (14) и (19) были опробованы на данных исследования [1]. На рис. 2 представлены примеры реконструкции спектров с помощью (14). Там же показан «трехсигмовый» доверительный интервал, рассчитанный по (19) для $N = 1$.

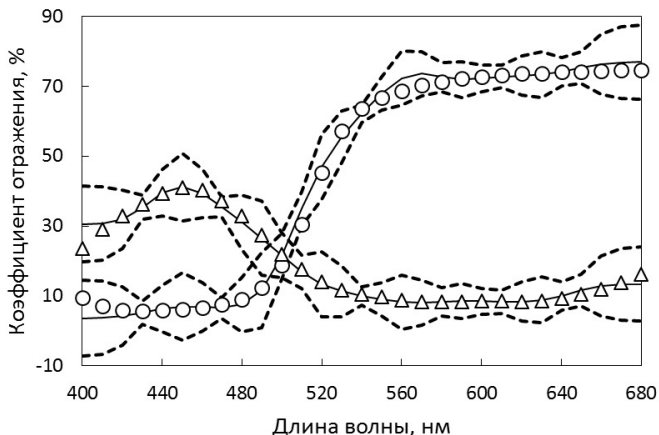


Рис. 2. Пример реконструкции спектров отражения для 8-го и 16-го полей стандартной шкалы Color Checker. Сплошными линиями показаны примеры реконструкции спектров, пунктиром — доверительный интервал $p = 0,9973(\pm 3\sigma_r)$

Поскольку восстановленные спектральные кривые получены по данным единичных пикселей, на рис.1 хорошо видна их неустойчивость. Доверительный интервал строился относительно оценки (14), полученной по усредненным данным зоны 16×16 пикселей ($N = 256$), соответствующие кривые обозначены сплошной линией на рис. 2. Прямая проверка показала корректность такого построения доверительного интервала. На рис. 2 для сравнения представлены спектры отражения, полученные с помощью спектрофотометра i1Pro (X-Rite).

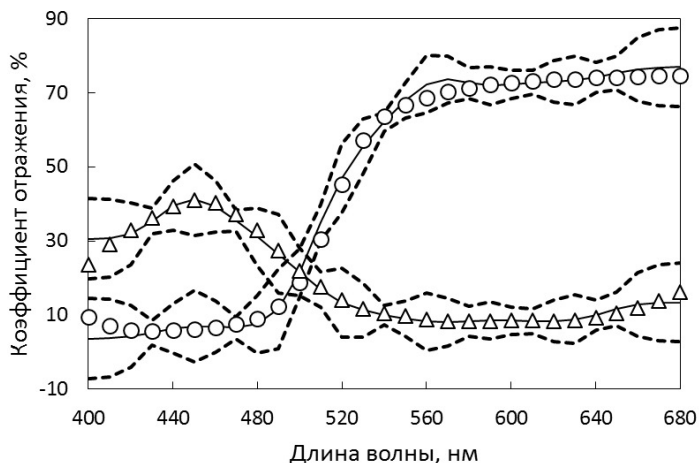


Рис. 3. Сравнение реконструкции спектров отражения со спектрофотометрическими измерениями.

Сплошной линией показано опорное среднее значение спектрального коэффициента отражения,
пунктиром — доверительный интервал
 $p = 0,9973(\pm 3\sigma,)$ для $N = 1$.

Маркерами обозначены данные спектрофотометрии

При увеличении количества точек в окне усреднения доверительный интервал заметно сужается. На рис. 3. приведены результаты реконструкции спектров отражения для зон 7×7 пикселей ($N = 49$).

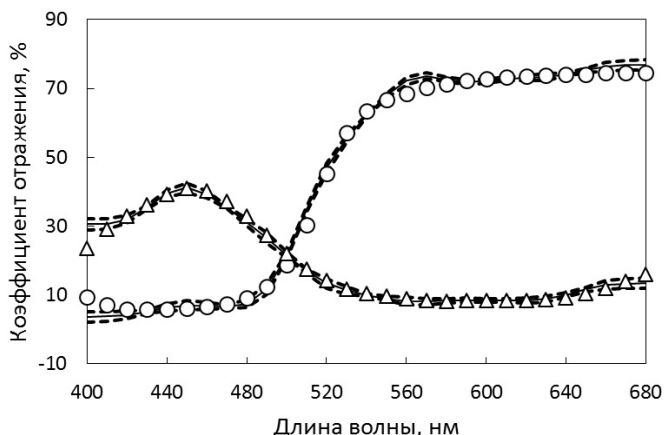


Рис. 4. Сравнение реконструкции спектров отражения со спектрофотометрическими измерениями.

Сплошной линией показана реконструкция спектров, пунктиром — доверительный интервал $p = 0,9973(\pm 3\sigma_r)$ для зон 7×7 пикселей $N = 49$. Маркерами обозначены данные спектрофотометрии

Из рис. 2 и 3 следует, что несмотря на несмещенность оценки (14), присутствует некоторая систематическая ошибка, выражающаяся в отклонении реконструированных спектров от спектрофотометрических данных даже при $N = 256$. Это можно объяснить двумя причинами.

Во-первых, естественная погрешность возникает при приближении спектров отражения с помощью выбранного базиса. Вопросы связанные с точностью аппроксимации реальных спектров отражения в использованном здесь базисе (рис. 1) затрагиваются в работе [16].

Во-вторых, возможны погрешности в характеристиках элементов мультиспектральной камеры, используемых при определении матрицы рассеяния в модели (1). Особенно это касается спектральных чувствительностей камеры, использованных в работе [7].

Выводы

Основным результатом работы являются расчетные формулы (14) и (19), которые позволяют построить несмещенную оценку спектра отражения объекта на основе многоканальных данных мультиспек-

тральной съемки и указать ее доверительный интервал для заданного уровня значимости.

Применительно к проблемам полиграфической промышленности полученные формулы могут быть особенно эффективны при реконструкции спектров полей различных контрольных шкал.

Формула (19) позволяет разделить общую погрешность реконструкции спектров отражения на заложенную в конструкцию мультиспектрального прибора и зависящую от методики эксперимента. Этот результат может быть очень полезен при конструировании мультиспектральных приборов и систем на их основе.

Предложенные методы определения доверительных интервалов относятся только к вопросу об устойчивости решения рассмотренной обратной задачи.

Список литературы

1. Burns P. D., Berns R. S. Analysis Multispectral Image Capture // Color Imaging Conf. 1996. Vol. 1996. № 1. P. 19–22.
2. Burns P. D. Analysis of image noise in multispectral color acquisition. Rochester Institute of Technology, 1997.
3. Hardeberg J. Y., Schmitt F., Brettel H. Multispectral color image capture using a liquid crystal tunable filter // Opt. Eng. 2002. Vol. 41. № 10. P. 2532–2548.
4. Helling S., Seidel E., Biehlig W. Algorithms for spectral color stimulus reconstruction with a seven-channel multispectral camera // Conf. Colour Graph. Imaging Vis. 2004. Vol. 2004. № 1. P. 254–258.
5. Shen H. — L. et al. Reflectance reconstruction for multispectral imaging by adaptive Wiener estimation // Opt. Express. 2007. Vol. 15. № 23. P. 15545–15554.
6. El-Rifai I. et al. Enhanced Spectral Reflectance Reconstruction Using Pseudo-Inverse Estimation Method // Int. J. Image Process. IJIP. 2013. Vol. 7. № 3. P. 278.
7. Арапов С. Ю., Арапова С. П., Тягунов А. Г. Экспериментальный комплекс мультиспектральной фотосъемки на основе стандартной цифровой камеры // Известия высших учебных заведений. Проблемы полиграфии и издательского дела. 2014. № 5. С. 45–54.
8. Choi B. — S., Kim D. — C., Ha Y. — H. Multi-Spectral Flash Imaging Under Low-Light Conditions Using an Optimization Method // J. Imaging Sci. Technol. 2014. Vol. 58, № 5. P. 50501–50507.

9. Valero E. M. et al. Comparative performance analysis of spectral estimation algorithms and computational optimization of a multispectral imaging system for print inspection // *Color Res. Appl.* 2014. Vol. 39. № 1. P. 16–27.

10. Псевдоинверсная обработка данных мультиспектральной фотосъемки в стационарных зонах изображения / Сыдыхов А. Ш. [и др.] // *Международная конференция студентов, аспирантов и молодых ученых «Информационные технологии, телекоммуникации и системы управления»: сборник докладов.* Екатеринбург: УрФУ имени первого Президента России Б. Н. Ельцина, 2015. С. 179–185.

11. Мультиспектральная фотосъемка с помощью стандартной цифровой фотокамеры / Шавкутенко Е. Н. [и др.] // *сборник докладов Международной конференции студентов, аспирантов и молодых ученых «Информационные технологии, телекоммуникации и системы управления» / под ред. Круглов А. В.* Екатеринбург: УрФУ имени первого Президента России Б. Н. Ельцина, 2015. С. 127–134.

12. Linear bases for spectral reflectance functions of acrylic paints / García-Beltrán A. et al. // *Color Res. Appl.* 1998. Vol. 23, № 1. P. 39–45.

13. Казаков А. Я., Кузнецов Ю. В., Могилевский Ф. Н. Метод главных компонент в кодировании цвета изображений // *Дизайн. Материалы. Технология.* 2014. Т. 2. № 32. С. 83–87.

14. Моделирование спектров отражения суперпозицией полиномов / Тарасов Д. А. [и др.] // *Известия высших учебных заведений. Проблемы полиграфии и издательского дела.* 2012. № 5. С. 5966.

15. Ахметов Р. Н. [и др.] // *Исследование Земли из космоса.* 2014. № 1. С. 17–28.

16. Моделирование спектров отражения на основе базиса из функций типа интеграла ошибок / Арапов С. Ю. [и др.] // *Известия высших учебных заведений. Проблемы полиграфии и издательского дела.* 2012. № 6. С. 017–029.

17. Adaptive global training set selection for spectral estimation of printed inks using reflectance modeling / Eckhard T. [et al.] // *Appl. Opt.* 2014. Vol. 53, № 4. P. 709.

18. Imai F. H., Rosen M. R., Berns R. S. Comparative Study of Metrics for Spectral Match Quality // *Conf. Colour Graph. Imaging Vis.* 2002. Vol. 2002. № 1. P. 492–496.

19. Теребиж В. Ю. Введение в статистическую теорию обратных задач. Москва: Физматлит, 2005. 376 p.